

Mieczysław Kowerski

Wyższa Szkoła Zarządzania i Administracji w Zamościu

WPLYW NASTROJÓW GOSPODARCZYCH PRZEDSIĘBIORCÓW I KONSUMENTÓW NA DECYZJE DYWIDENDOWE SPÓŁEK KAPITAŁOWYCH

Streszczenie: W dotychczasowych badaniach czynników determinujących decyzje dywidendowe spółek publicznych znacznie większą rangę nadawano czynnikom mikroekonomicznym, a mniejszą czynnikom makroekonomicznym. Brak jest analiz wpływu nastrojów gospodarczych (*economic sentiment*) na politykę dywidend spółek. Do weryfikacji hipotezy o wpływie nastrojów gospodarczych na decyzje dywidendowe spółek notowanych w latach 1996-2010 na GPW w Warszawie zastosowano modele logitowe udziału spółek płacących dywidendy w ogólnej liczbie spółek w końcu roku t względem zmian PKB w roku $t - 1$ oraz barometru nastrojów gospodarczych w roku t . Oszacowane modele pozwoliły wyciągnąć wnioski, że oprócz sytuacji gospodarczej w roku $t - 1$ na podejmowane w roku t decyzje dywidendowe wpływ mają nastroje gospodarcze występujące w polskiej gospodarce w maju roku t .

Słowa kluczowe: polityka dywidend, nastroje gospodarcze, liniowy model logitowy, uogólniona metoda najmniejszych kwadratów, Giełda Papierów Wartościowych Warszawie.

1. Wstęp

W dotychczasowych badaniach czynników determinujących decyzje dywidendowe spółek kapitałowych największą rangę nadawano zmiennym mikroekonomicznym opisującym sytuację ekonomiczno-finansową przedsiębiorstwa¹. E. Fama i K. French [2001] za podstawowe mikroekonomiczne czynniki decyzji dywidendowych uznali rentowność (stopa zwrotu z aktywów), wielkość (udział w kapitalizacji giełdy) i możliwości inwestycyjne spółek (mierzone wskaźnikiem wartości rynkowej do wartości księgowej aktywów lub roczną stopą wzrostu aktywów). H. DeAngelo, L. DeAngelo oraz R. Stulz [2006] rozszerzyli listę czynników determinujących decyzje o wpłatach dywidend o wynikające z teorii cyklu życia firmy zmienne opisują-

¹ Analizę mikroekonomicznych i makroekonomicznych czynników determinujących decyzje dywidendowe spółek na rozwiniętych rynkach kapitałowych przedstawiono w pracy [Kowerski 2009a, s. 254-258].

ce dojrzałość spółki: liczba lat od chwili „upublicznienia” akcji, a przede wszystkim wskaźnik zysków zatrzymanych do kapitałów własnych oraz wskaźnik zysków zatrzymanych do aktywów ogółem. H. von Eije i W. Megginson [2008] do wyjaśnienia decyzji dywidendowych zaproponowali dodatkowo wskaźnik dźwigni finansowej, mierzony relacją wartości księgowej zadłużenia do wartości księgowej aktywów, a także ryzyko ekonomiczno-finansowe i rynkowe. Natomiast L. Renneboog i P. Szilagyi [2007] uważają, że w wyjaśnieniach decyzji dywidendowych warto również przeanalizować stopień kontroli spółki przez akcjonariuszy mierzony m.in. udziałami w kapitale akcyjnym największego i, ewentualnie, drugiego pod względem wartości akcji akcjonariusza, udziałami akcjonariuszy instytucjonalnych, w tym skarbu państwa, itp. J. Leintner zwrócił uwagę na zjawisko lepkości (sztywności) polityki dywidend polegające na tym, że spółki niechętnie podejmują decyzje o rozpoczęciu wypłat, ale jeżeli już taka decyzja zapadnie, to równie niechętnie decydują się na zaprzestanie wypłat [Lintner 1956]. Lepkość mierzy się zazwyczaj za pomocą opóźnionej w czasie zmiennej objaśnianej, która przyjmuje dwie wartości: 1 – jeżeli firma w poprzednim roku wypłaciła dywidendę i 0 – w przeciwnym wypadku.

Znacznie rzadziej autorzy sięgają do zmiennych makroekonomicznych. A jeżeli już, to są to raczej zmienne opisujące systemy prawno-finansowe, a zwłaszcza politykę podatkową [Black 1976; Salas, Chaahyadi 2006; Damodaran 2007; Brav i in. 2005; Zhuang, Fu 2008] oraz system monetarny [von Eije, Megginson 2008]. W badaniach obejmujących większą liczbę państw wprowadzano zmienne opisujące system prawny [La Porta i in. 2000; von Eije, Megginson 2008; Bertram i in. 2007]. Baker i Wurgler [2004a; 2004b] w ramach cateringowej teorii dywidend wprowadzili „premię dywidendową”. Denis i Osobov [2008] zbadali wpływ premii dywidendowej na decyzje dywidendowe poza Stanami Zjednoczonymi.

Zastanawia natomiast, że wśród rozpatrywanych czynników determinujących decyzje dywidendowe na rozwiniętych rynkach kapitałowych niemal brakuje zmiennych opisujących zmiany sytuacji gospodarczej (koniunktury gospodarczej). Do nielicznych wyjątków należy praca M. i M. Jacobów [Jacob, Jacob 2010], którzy pokazali pozytywny wpływ tempa wzrostu PKB na decyzje dywidendowe. Badania autora również wskazały na znaczący wpływ sytuacji makroekonomicznej mierzonej tempem wzrostu PKB oraz kursu wymiany złotego na dolara na decyzje dywidendowe spółek notowanych na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie w latach 1996-2008 [Kowerski 2006; 2007].

Autor, analizując literaturę światową, nie spotkał natomiast prac opisujących wpływ nastrojów gospodarczych przedsiębiorców na decyzje dywidendowe.

Stąd też celem artykułu jest weryfikacja hipotezy, iż na decyzje o wypłatach dywidend przez spółki notowane na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie w latach 1996-2010 miały wpływ panujące w okresie walnych zgromadzeń nastroje gospodarcze (*economic sentiment*) przedsiębiorców i konsumentów (akcjonariuszy). Do realizacji tak sformułowanego celu zastosowano modelowanie logitowe.

2. Pomiar nastrojów gospodarczych

Badanie nastrojów gospodarczych (*business tendency surveys*), nazywane również badaniem opinii gospodarczej (biznesowej) lub badaniem klimatu gospodarczego (biznesowego), polega na wnioskowaniu o aktywności gospodarczej na podstawie wyników ankietyzacji kierowników przedsiębiorstw oraz konsumentów na temat bieżącej sytuacji ich firm (gospodarstw domowych) oraz ich planów i oczekiwań na najbliższą przyszłość, a także ich ocen i prognoz sytuacji społeczno-gospodarczej kraju.

Badania nastrojów gospodarczych prowadzone są w celu uzyskania jakościowych informacji wykorzystywanych do monitorowania bieżącej sytuacji gospodarczej i prognozowania krótkookresowego. Dotychczasowe doświadczenia pokazują, że informacje pochodzące z tych badań są bardzo ważnym uzupełnieniem tzw. twardej danych statystycznych i odzwierciedlają subiektywne oceny sytuacji gospodarczej przez przedsiębiorców i konsumentów.

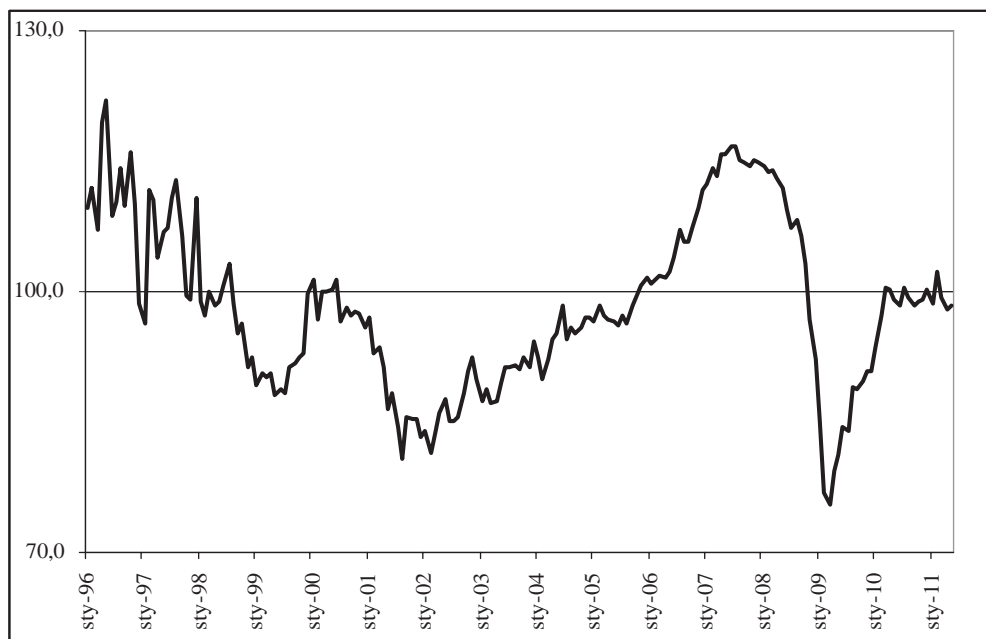
Badania nastrojów gospodarczych mają stosunkowo długą tradycję. Już w drugiej połowie XIX wieku w oficjalnych statystykach niemieckich można znaleźć wyniki analiz gospodarczych prowadzonych z wykorzystaniem ankiet. Regularne badania ankietowe producentów rozpoczęto w USA w latach 20. XX wieku. W Republice Federalnej Niemiec, Francji i we Włoszech jako początek prowadzenia systematycznych analiz tego rodzaju przyjmuje się koniec lat 40. i początek 50. [Barczyk, Kowalczyk 1993, s. 151].

W latach 40. XX wieku G. Katona, urodzony na Węgrzech psycholog i ekonomista z Ośrodka Badań Ankietowych Uniwersytetu Michigan, zaczął pytać konsumentów o ich plany. Od 1946 r. Uniwersytet Michigan prowadzi regularne (początkowo roczne, później kwartalne i w końcu miesięczne) badania ankietowe konsumentów, które pozwalają obliczyć jedną z najbardziej znanych oraz najwyższej cenionych na świecie subiektywnych miar oceny sytuacji gospodarczej – Indeks Nastrojów Konsumentów Uniwersytetu Michigan (*The University of Michigan's Index of Consumer Sentiment*) [Yamarone 2006, s. 190].

Do rozpowszechnienia metody oceny koniunktury gospodarczej w wyniku bezpośrednich badań ankietowych w Europie Zachodniej przyczyniły się instytucje badawcze, wśród których najważniejszą rolę odegrały IFO – Institut für Wirtschaftsforschung w Monachium, Institut National de la Statistique et des Etudes Economiques (INSEE) w Paryżu oraz Istituto Nazionale per lo Studio della Congiuntura (ISCO) w Rzymie.

W 1952 r. instytucje te utworzyły międzynarodową organizację do prowadzenia i pogłębiania badań ankietowych nad koniunkturą o nazwie Comité International pour l'Etude des Methodes Conjoncturelles (CIMCO). W roku 1960 CIMCO przemianowano na Centre for International Research on Economic Tendency Surveys (CIRET), którego sekretariat znajduje się w Swiss Institute for Business Cycle Research w Zurychu.

Obecnie badania nastrojów gospodarczych prowadzone są systematycznie w ponad 50 krajach świata, w tym we wszystkich krajach członkowskich OECD oraz Unii Europejskiej.



Rys. 1. Zmiany wartości barometru nastrojów gospodarczych w Polsce w okresie od stycznia 1996 r. do maja 2011 r. liczonego zgodnie z metodologią Komisji Europejskiej

Źródło: http://ec.europa.eu/economy_finance/db_indicators/surveys/index_en.htm, czerwiec 2011.

Szczególnie ważne miejsce w upowszechnianiu badań nastrojów gospodarczych zajmuje Dyrekcja Generalna Gospodarki i Finansów Komisji Europejskiej (*Directorate General for Economic and Financial Affairs*)², która od 1961 r. realizuje decyzję Komisji Europejskiej z 15 listopada 1961 r. w sprawie wprowadzenia zharmonizowanego programu badań nastrojów gospodarczych przedsiębiorców i gospodarstw domowych [*The Joint Harmonised... 2007*]. W oparciu o tę decyzję stopniowo wprowadzano badania kolejnych sektorów gospodarek krajów członkowskich. I tak w 1961 r. rozpoczęto badania przemysłu przetwórczego, w 1966 r. budownictwa, w 1972 r. gospodarstw domowych, w 1984 r. handlu detalicznego, w 1996 r. usług, a ostatnio również sektora bankowego. Za pomocą testu koniunktury co miesiąc obliczane są wskaźniki klimatów koniunktury w poszczególnych sektorach (*confidence indicators*) oraz syntetyczny barometr nastrojów gospodarczych (*Economic Senti-*

² http://europa.eu.int/comm/dgs/economy_finance/index_en.htm.

ment Index). Obecnie badaniami objętych jest 27 państw członkowskich oraz Chorwacja i Turcja jako kraje kandydujące. W poszczególnych krajach badania realizują ministerstwa, urzędy statystyczne, banki i organizacje przedsiębiorców. W Polsce badania te dla przedsiębiorstw prowadzi Główny Urząd Statystyczny, a gospodarstwa domowe bada GfK Polonia. Co miesiąc w Polsce na jednakowe dla całej Unii pytania odpowiada 20 000 respondentów.

Barometry nastrojów gospodarczych są syntetycznymi miarami nastrojów przedsiębiorców wszystkich sektorów i konsumentów danego kraju.

Obliczany przez Komisję Europejską dla Polski barometr nastrojów gospodarczych (*Economic Sentiment Indicator*) jest ważoną średnią arytmetyczną standaryzowanych zdesezonalizowanych sald odpowiedzi na 15 pytań dotyczących oceny bieżącej i prognozowanej sytuacji w budownictwie, przemyśle, handlu i usługach oraz prognoz sytuacji gospodarstw domowych i sytuacji w kraju. Wazona średnia odpowiedzi na wybrane pytania jest skalowana, aby uzyskać długookresową średnią równą 100 oraz odchylenie standardowe równe 10. Stąd też barometr nastrojów gospodarczych jest unormowany na przedział od 0 do 200, przy czym wartości poniżej 100 oznaczają przewagę pesymizmu w ocenie bieżącej sytuacji gospodarczej (nastroje gorsze od długookresowej średniej) [*The Joint Harmonised... 2007*]³.

3. Zmiany udziałów wypłat dywidend na Gieldzie Papierów Wartościowych w Warszawie

Liczby spółek wypłacających dywidendy na Gieldzie Papierów Wartościowych w Warszawie podlegały różnokierunkowym zmianom. Początkowo, wraz z szybkim wzrostem liczby notowanych na giełdzie spółek, obserwowano wzrost, chociaż nieregularny, liczby spółek wypłacających dywidendy. W 1999 r. 66 spółek wypłaciło dywidendy. Potem nastąpił spadek liczby płacących dywidendy do 40 spółek w 2002 r. Od 2003 r. obserwuje się ponowny wzrost liczby płatników dywidend, szczególnie wyraźny w latach 2005-2007. W 2008 r. dywidendy wypłaciło 109 spółek. Jednak w 2009 r. liczba płacących dywidendy ponownie zmniejszyła się do 93 spółek, by wzrosnąć do 96 w 2010 r. W latach 1992-2010 spółki notowane na Gieldzie Papierów Wartościowych w Warszawie dokonały 1066 wypłat dywidend gotówkowych.

Do 1996 r. udział spółek płacących dywidendy w ogólnej liczbie spółek notowanych w końcu roku podlegał bardzo dużym wahaniom, chociaż poza rokiem 1994 był on dość wysoki – najwyższy udział odnotowano w 1995 r. (58,5%). Począwszy od roku 1996, udział spółek płacących dywidendy zaczął spadać, by osiągnąć minimum w 2002 r. (18,5%). W latach 2003-2006 udział ten zaczął ponownie wzrastać (do ok. 30%), jednak w 2007 r. znów się obniżył (do 24,5%), co wynikało przede wszystkim z rekordowej liczby debutantów, którzy zazwyczaj, poza nielicznymi wyjątkami

³ Omówienie sposobu liczenia barometru nastrojów gospodarczych można znaleźć również w pracy [Kowerski 2009b].

Tabela 1. Udziały spółek płacących dywidendy w danym roku do liczby spółek notowanych w końcu roku

Rok	Spółki ogółem			Spółki krajowe			Spółki zagraniczne		
	spółki ogółem w końcu roku	płacący dywidendy ogółem w danym roku	udział spółek płacących dywidendy (%)	spółki krajowe w końcu roku	płacące dywidendy spółki krajowe w danym roku	udział spółek płacących dywidendy wśród spółek krajowych (%)	spółki zagraniczne w końcu roku	płacące dywidendy spółki zagraniczne w danym roku	udział spółek płacących dywidendy wśród spółek zagranicznych (%)
1992	16	6	37,5	16	6	37,5	0	0	0,0
1993	22	7	31,8	22	7	31,8	0	0	0,0
1994	44	7	15,9	44	7	15,9	0	0	0,0
1995	65	35	53,8	65	35	53,8	0	0	0,0
1996	83	37	44,6	83	37	44,6	0	0	0,0
1997	143	39	27,3	143	39	27,3	0	0	0,0
1998	198	58	29,3	198	58	29,3	0	0	0,0
1999	221	67	30,3	221	67	30,3	0	0	0,0
2000	225	62	27,6	225	62	27,6	0	0	0,0
2001	230	54	23,5	230	54	23,5	0	0	0,0
2002	216	40	18,5	216	40	18,5	0	0	0,0
2003	203	48	23,6	202	48	23,8	1	0	0,0
2004	230	57	24,8	225	56	24,9	5	1	20,0
2005	255	78	30,6	248	75	30,2	7	3	42,9
2006	284	87	30,6	272	84	30,9	12	3	25,0
2007	351	86	24,5	328	81	24,7	23	5	21,7
2008	374	109	29,1	349	95	27,2	25	14	56,0
2009	379	93	24,5	354	89	25,1	25	4	16,0
2010	400	96	24,0	373	89	23,9	27	7	25,9

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych z roczników giełdowych wydawanych przez Giełdę Papierów Wartościowych w Warszawie.

mi, nie płacą dywidend w roku wejścia na giełdę. W 2008 r. odnotowano ponowny wzrost udziału spółek płacących dywidendy do 29,1%. Ale w 2009 r. udział spółek płacących dywidendy w ogólnej liczbie spółek notowanych w końcu roku spadł do 24,5%, a w 2010 r. do 24,0%. Obliczony jako iloraz sumy wypłat dywidend w latach 1992-2010 do sumy liczby spółek notowanych w końcu każdego z lat analizowanego okresu i pomnożony przez 100% przeciętny udział płacących dywidendy w latach 1992-2008 wyniósł 27,1%. Omawiając zmiany udziału płacących dywidendy, należy podkreślić, że ze względu na krótki okres notowań, a także stosunkowo niską skłonność do wypłat w początkowym okresie funkcjonowania giełdy w Polsce nie zanotowano zjawiska „drastycznego znikania” dywidend, które tak niepokoi wielu badaczy rozwiniętych rynków kapitałowych [Fama, French 2001].

Jednak, jak pokazują badania zespołu kierowanego przez S.M. Bartrama, Polska pod względem skłonności do płacenia dywidend, pomimo wzrostu w ostatnich latach, znajduje się na ostatnich miejscach wśród 43 analizowanych państw [Bartram i in. 2007]⁴.

4. Metoda badania

Badaniami objęto decyzje dywidendowe podejmowane przez spółki krajowe⁵ notowane na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie w latach 1996-2010⁶. W każdym roku obliczono udział spółek płacących dywidendy w ogólnej liczbie spółek krajowych notowanych w końcu tego roku⁷.

Zważywszy na to, że w momencie podejmowania przez walne zgromadzenia akcjonariuszy decyzji o podziale zysku sytuacja makroekonomiczna z roku poprzedniego, jak również jej konsekwencje w roku bieżącym są już dobrze znane i przeanalizowane, założono, że na decyzje dywidendowe podejmowane w roku t może mieć wpływ sytuacja makroekonomiczna w roku $t - 1$. Natomiast nastroje gospodarcze właścicieli i zarządzających spółkami dotyczą roku, w którym podejmowana jest decyzja o podziale zysku.

Ze względu na to, że udziały spółek płacących dywidendy gotówkowe w ogólnej liczbie spółek w poszczególnych latach są ułamkami właściwymi, do estymacji

⁴ I wniosku tego nie może zmienić fakt, iż metodologia cytowanego badania uwzględnia tylko spółki o dodatnich wynikach finansowych, a nie wszystkie.

⁵ Zgodnie z uwagą Recenzenta ograniczono się tylko do spółek krajowych, gdyż trudno przypuszczać, że akcjonariusze kraju, w którym zarejestrowana jest spółka zagraniczna, a którzy mają zazwyczaj dominujące pakiety akcji, będą brać pod uwagę przy podejmowaniu decyzji nastroje gospodarcze, jakie panują w Polsce.

⁶ Ze względu na bardzo niewielkie liczby notowanych spółek w początkowym okresie funkcjonowania giełdy zrezygnowano z danych z lat 1992-1995.

⁷ Przyjęcie takiego sposobu liczenia sprawia, że spółka, która wypłaciła dywidendę w roku t i w tym samym roku została wykluczona z giełdy, nie była uwzględniana w mianowniku ilorazu. Jednakże takich przypadków w całym analizowanym okresie było tylko kilka, a więc nie mogą one mieć istotnego wpływu na ostateczne wnioski.

zależności pomiędzy nimi a zmiennymi makroekonomicznymi i nastrojami gospodarczymi zastosowano model logitowy postaci:

$$\text{Logit}Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 Z_{1t-1} + \alpha_2 Z_{2t-1} + \dots + \alpha_k Z_{kt-1} + \text{ESI}_{1t} + \dots \text{ESI}_{12t} + \varepsilon_t,$$

gdzie: Y_t – udział (częstość) spółek płacących dywidendy w roku t ,

$$\text{Logit}Y_t = \ln \frac{Y_t}{1-Y_t} \quad \text{– logit zmiennej } Y, \text{ czyli logarytm naturalny z ilorazu szans [Maddala 2006, s. 372-373]}$$

$Z_{1t-1}, Z_{2t-1}, \dots, Z_{kt-1}$ – makroekonomiczne zmienne objaśniające w roku $t-1$,

$\text{ESI}_{1t}, \text{ESI}_{2t}, \dots, \text{ESI}_{12t}$ – barometry nastrojów gospodarczych w kolejnych miesiącach roku t ,

ε_t – składnik losowy,

$t = 1, 2, \dots, n$ – liczba lat.

Udowadnia się, że w wyżej zdefiniowanym liniowym modelu logitowym składniki losowe są heteroscedastyczne [Jajuga 1990, s. 229]. W tej sytuacji dla wyznaczenia parametrów strukturalnych trzeba zastosować uogólnioną metodę najmniejszych kwadratów, przy czym wektor ocen parametrów ma wtedy postać:

$$\mathbf{a} = (\mathbf{X}^T \mathbf{V}^{-1} \mathbf{X})^{-1} \mathbf{X}^T \mathbf{V}^{-1} \text{Logit} \mathbf{Y},$$

gdzie: $\mathbf{X} = [\mathbf{Z} | \mathbf{ESI}]$ – macierz zmiennych objaśniających,

\mathbf{V} – macierz diagonalna, w której na głównej przekątnej znajdują się oszacowane wartości wariancji składników losowych.

Udowadnia się też, że poszczególne elementy głównej przekątnej macierzy \mathbf{V} mają postać [Jajuga 1990, s. 230]:

$$v_j = \frac{1}{m_t Y_t (1 - Y_t)},$$

gdzie: m_t – liczba spółek płacących dywidendy w roku t .

W tym miejscu warto przypomnieć, że dla macierzy diagonalnych postaci:

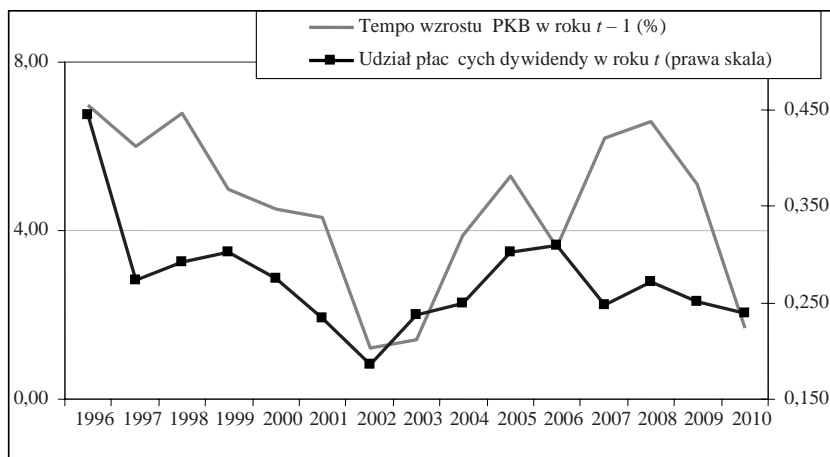
$$\mathbf{V} = \begin{bmatrix} v_1 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & v_2 & \dots & 0 \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ 0 & 0 & \dots & v_n \end{bmatrix} \quad \text{mamy:} \quad \mathbf{V}^{-1} = \begin{bmatrix} \frac{1}{v_1} & 0 & \dots & 0 \\ 0 & \frac{1}{v_2} & \dots & 0 \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ 0 & 0 & \dots & \frac{1}{v_n} \end{bmatrix}$$

Do wyboru najlepszego zestawu zmiennych objaśniających zastosowano metodę szacowania od ogółu do szczegółu [Charemza, Deadman 1997, s. 75-76 i 86-91], przy czym za optymalny uznano model o największej skorygowanej wartości współczynnika determinacji ze wszystkimi parametrami istotnymi statystycznie na poziomie istotności 0,05⁸ oraz koincydentnymi [Hellwig 1976].

W prezentowanym badaniu do wyjaśnienia decyzji dywidendowych przyjęto 7 zmiennych makroekonomicznych opisujących sytuację gospodarczą Polski w poprzednim roku (tempo zmian wartości PKB w cenach stałych (%) – Z_{1t-1} , tempo zmian wartości nakładów inwestycyjnych w cenach stałych (%) – Z_{2t-1} , tempo zmian wartości importu w cenach stałych (%) – Z_{3t-1} , tempo zmian wartości eksportu w cenach stałych (%) – Z_{4t-1} , średnioroczny kurs dolara (zł) – Z_{5t-1} , tempo zmian wartości indeksu WIG (%) – Z_{6t-1} , tempo zmian wartości indeksu WIG20 (%) – Z_{7t-1}) oraz 12 barometrów opisujących nastroje gospodarcze dla Polski w końcu każdego miesiąca roku bieżącego, które są potencjalnymi zmiennymi objaśniającymi dla wyspecyfikowanego wyżej modelu.

5. Wyniki estymacji

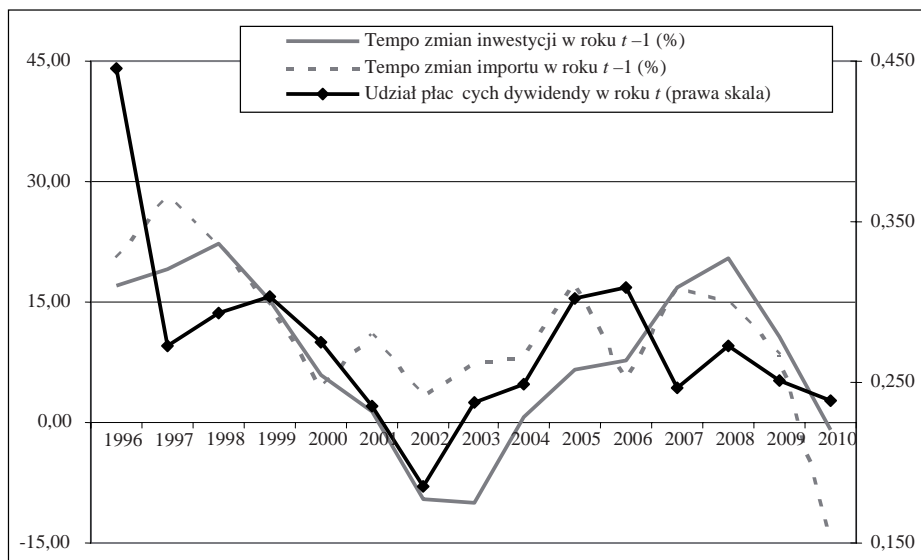
Już proste badanie zależności korelacyjnych wskazuje na trafność hipotezy o pozytywnym wpływie sytuacji gospodarczej kraju w roku $t - 1$ oraz nastrojów gospodarczych przedsiębiorców i konsumentów w roku t na decyzje o wypłatach dywidend



Rys. 2. Zmiany udziałów spółek płacących dywidendy w roku t i tempo wzrostu PKB w roku $t - 1$ w latach 1996-2010 – spółki krajowe

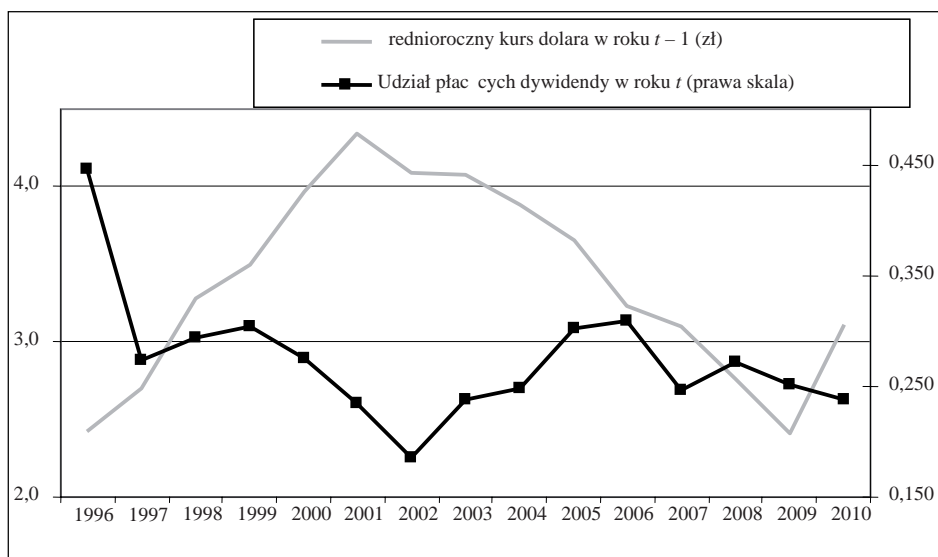
Źródło: obliczenia własne.

⁸ Dopuszczalna jest tylko nieistotność „wyrazu wolnego”.



Rys. 3. Zmiany udziałów spółek płacących dywidendy w roku t i tempa zmian inwestycji oraz importu w roku $t-1$ w latach 1996-2010 – spółki krajowe

Źródło: obliczenia własne.



Rys. 4. Zmiany udziałów spółek płacących dywidendy w roku t i średniorocznego kursu dolara w roku $t-1$ w latach 1996-2010 – spółki krajowe

Źródło: obliczenia własne.

przez spółki notowane na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie w roku t . W latach 1996-2010 średnio dywidendy płaciło 27,8% notowanych spółek⁹.

Tabela 2. Współczynniki korelacji potencjalnych zmiennych objaśniających z logitem udziałów spółek płacących dywidendy w roku t w latach 1996-2010 – spółki krajowe

Nazwa zmiennej	Symbol zmiennej	Współczynnik korelacji	Poziom istotności
Tempo zmian wartości PKB w roku poprzedzającym rok wypłaty dywidendy w porównaniu z rokiem poprzednim w cenach stałych (w %)	Z1 t -1	0,6343	0,0111
Tempo zmian wartości nakładów inwestycyjnych w roku poprzedzającym rok wypłaty dywidendy w porównaniu z rokiem poprzednim w cenach stałych (w %)	Z2 t -1	0,5860	0,0217
Tempo zmian wartości importu w roku poprzedzającym rok wypłaty dywidendy w porównaniu z rokiem poprzednim w cenach stałych (w %)	Z3 t -1	0,4563	0,0873
Tempo zmian wartości eksportu w roku poprzedzającym rok wypłaty dywidendy z rokiem poprzednim w cenach stałych (w %)	Z4 t -1	0,1561	0,5784
Średnioroczny kurs dolara w roku poprzedzającym rok wypłaty dywidendy (w zł)	Z5 t -1	-0,5158	0,0490
Tempo zmian wartości indeksu WIG w roku poprzedzającym rok wypłaty dywidendy do roku poprzedniego (w %)	Z6 t -1	0,0624	0,8251
Tempo zmian wartości indeksu WIG20 w roku poprzedzającym rok wypłaty dywidendy do roku poprzedniego (w %)	Z7 t -1	0,1550	0,5813
Barometr nastrojów gospodarczych w Polsce w końcu stycznia	ESI1 t	0,4973	0,0593
Barometr nastrojów gospodarczych w Polsce w końcu lutego	ESI2 t	0,5004	0,0575
Barometr nastrojów gospodarczych w Polsce w końcu marca	ESI3 t	0,4040	0,1353
Barometr nastrojów gospodarczych w Polsce w końcu kwietnia	ESI4 t	0,5696	0,0267
Barometr nastrojów gospodarczych w Polsce w końcu maja	ESI5 t	0,5843	0,0222
Barometr nastrojów gospodarczych w Polsce w końcu czerwca	ESI6 t	0,4394	0,1013
Barometr nastrojów gospodarczych w Polsce w końcu lipca	ESI7 t	0,4731	0,0749
Barometr nastrojów gospodarczych w Polsce w końcu sierpnia	ESI8 t	0,5438	0,0361
Barometr nastrojów gospodarczych w Polsce w końcu września	ESI9 t	0,4997	0,0579
Barometr nastrojów gospodarczych w Polsce w końcu października	ESI10 t	0,6152	0,0146
Barometr nastrojów gospodarczych w Polsce w końcu listopada	ESI11 t	0,4779	0,0716
Barometr nastrojów gospodarczych w Polsce w końcu grudnia	ESI12 t	0,2698	0,3309

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych roczników giełdowych, roczników statystycznych GUS oraz http://ec.europa.eu/economy_finance/db_indicators/surveys/index_en.htm.

⁹ Jest to średnia arytmetyczna rocznych udziałów spółek płacących dywidendy w ogólnej liczbie spółek notowanych w końcu roku w latach 1996-2010.

Logity udziałów spółek krajowych płacących dywidendy w danym roku są istotnie na poziomie istotności 0,05 dodatnio skorelowane z tempem wzrostu PKB w poprzednim roku ($Z_{1,t-1}$), tempem zmian nakładów inwestycyjnych w poprzednim roku ($Z_{2,t-1}$) oraz ujemnie z średniorocznym kursem dolara w poprzednim roku ($Z_{5,t-1}$). Logity udziałów spółek krajowych płacących dywidendy w danym roku są również istotnie skorelowane z barometrami nastrojów gospodarczych w końcu kwietnia, maja, sierpnia i października roku, w którym walne zgromadzenia podejmowały decyzje o podziale zysku.

Tabela 3. Wyniki estymacji uogólnioną metodą najmniejszych kwadratów logitowych modeli udziału spółek płacących dywidendy w ogólnej liczbie spółek względem wybranych zmiennych makroekonomicznych

Wyszczególnienie	Wartość	poziom p	Wartość	poziom p
Wyraz wolny	-1,5165	<0,0001	-0,7545	0,0828
Oszacowane parametry przy	$Z_{1,t-1}$	0,1231	0,0073	0,0834
	$Z_{5,t-1}$			-0,1720
Statystyka F	13,79	0,0026	8,00	0,0062
Współczynnik autokorelacji reszt rzędu pierwszego	-0,0505		0,1130	
Statystyka Durbina-Watsona	1,7979	$d_1 = 1,045$	1,5711	$d_1 = 0,905$
		$d_u = 1,350$		$d_u = 1,551$
Test na normalność rozkładu reszt. Hipoteza zerowa: składnik losowy ma rozkład normalny. Statystyka chi-kwadrat	1,1512	0,5624	0,061	0,97
Test ARCH dla rzędu opóźnienia 1. Hipoteza zerowa: efekt ARCH nie występuje. Statystyka LM	1,7270	0,1888	3,0283	0,0818
Współczynnik determinacji R-kwadrat	0,5148		0,5715	
Skorygowany R-kwadrat	0,4775		0,5001	
Kryterium Bayesa-Schwarza	-51,6		-50,8	
Kryterium informacyjne Akaike'a	-53,0		-52,9	
Kryterium Hannana-Quinna	-53,0		-52,9	

Uwaga: Błąd standardowy HAC, szerokość okna 1 (jądro Bartletta).

Źródło: obliczenia własne w programie GRETL [Kufel 2004].

W wyniku zastosowania procedury modelowania od ogółu do szczegółu tylko dla zmiennych makroekonomicznych modelem o najwyższej wartości współczyn-

nika determinacji, przy założeniu istotności parametrów, okazał się model z jedną zmienną objaśniającą – tempo zmian wartości produktu krajowego brutto w roku $t - 1$ ($Z_{1,t-1}$). Wartość parametru przy zmiennej $Z_{1,t-1}$ jest dodatnia, co potwierdza hipotezę, że korzystne zmiany koniunktury gospodarczej w poprzednim roku mają istotny wpływ na podjęcie decyzji o wypłacie dywidendy w bieżącym roku. Model charakteryzuje się pożądanymi właściwościami składników losowych (brak autokorelacji składników losowych, rozkład normalny składników losowych, brak efektu ARCH). Należy jednak przyznać, że dopasowanie oszacowanego modelu do danych empirycznych nie jest zbyt wysokie i wynosi tylko 51,48%. W tab. 3 zaprezentowano również wyniki estymacji modelu wzbogaconego o drugą zmienną – średnioroczny kurs w roku poprzedzającym rok wypłaty dywidendy (w zł), który okazał się najlepszy ze względu na przyjęte kryteria oceny jakości dla lat 1996-2008.

Aby sprawdzić, czy oprócz sytuacji gospodarczej w poprzednim roku na decyzje dywidendowe mają wpływ również nastroje gospodarcze w roku bieżącym, oszacowano 12 modeli z dwiema zmiennymi objaśniającymi, w których oprócz tempa wzrostu PKB w roku poprzednim jako druga zmienna występował barometr nastrojów gospodarczych w kolejnych miesiącach roku bieżącego (ESI_{it})¹⁰. We wszystkich modelach wartości parametrów przy zmiennej ESI_{it} były dodatnie, co oznacza, że im lepsze były nastroje gospodarcze przedsiębiorców i konsumentów, tym większe prawdopodobieństwo podjęcia decyzji o wypłacie dywidendy. Ale tylko w modelu z barometrem nastrojów gospodarczych w końcu października parametr przy tej zmiennej był istotny na poziomie 0,05, natomiast w modelach z barometrami nastrojów gospodarczych w końcu maja i sierpnia parametry były istotne na poziomie 0,06. Wprowadzenie barometrów nastrojów gospodarczych w końcu maja oraz października do modeli poprawiło wartość współczynnika determinacji w stosunku do modelu tylko z tempem wzrostu PKB ($Z_{1,t-1}$) o ponad 0,13 (odpowiednio o 0,130 i 0,188).

Otrzymane wyniki wskazują, że zmiany PKB w poprzednim roku mają większy wpływ na decyzje dywidendowe niż nastroje gospodarcze w roku bieżącym.

Nasuwają się dwa spostrzeżenia. Pierwsze, natury formalnej, jest takie, że stosunkowo mały wpływ nastrojów gospodarczych na decyzje dywidendowe wynika z ich silnego skorelowania z tempem wzrostu PKB w poprzednim roku. Co prawda w żadnym z 12 oszacowanych modeli wzajemne skorelowanie zmiennych objaśniających nie jest na tyle silne, aby wystąpił efekt katalizy [Hellwig 1977], a w konsekwencji brak koincydencji szacowanych parametrów [Hellwig 1976], co uniemożliwiałoby prawidłową interpretację wyników, ale jest silne na tyle, że „pogarsza” istotność parametrów przy zmiennych ESI_{it} .

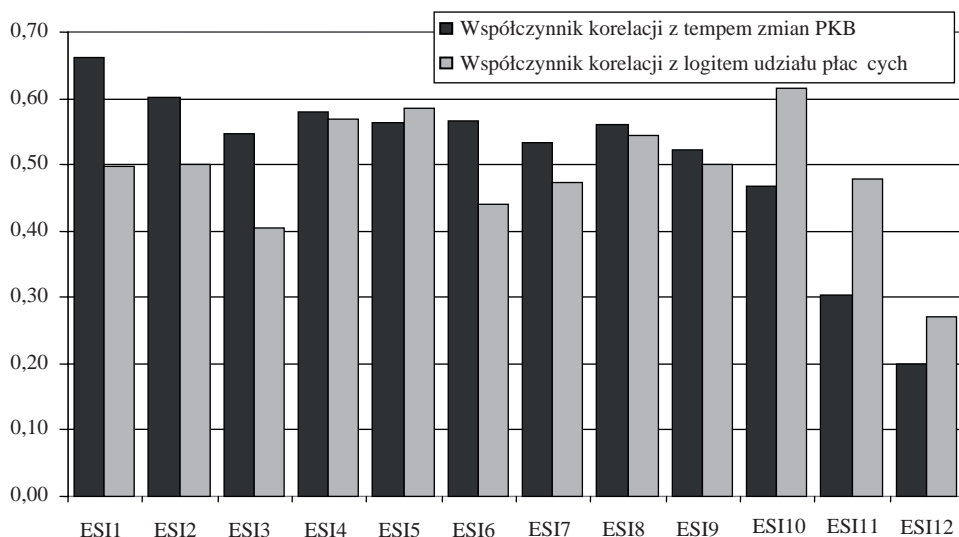
¹⁰ Oszacowano również modele, w których występowały barometry nastrojów gospodarczych z większej niż jeden liczby miesięcy, ale ze względu na bardzo silne skorelowanie barometrów między sobą, modele te nie spełniały kryteriów istotności i koincydencji parametrów.

Tabela 4. Wyniki estymacji uogólnioną metodą najmniejszych kwadratów logitowych modeli udziału spółek płacących dywidendy w ogólnej liczbie spółek względem tempa wzrostu PKB oraz miesięcznych barometrów nastrojów gospodarczych w latach 1996-2010

Miesiąc		Wyraz wolny	Z_{t-1}	ESI	R-kwadrat	Skorygowany R-kwadrat	Różnica R^2 z modelem tylko ze zmienną Z_{t-1}	Statystyka DW
Styczeń	wartość	-2,4194	0,0860	0,0111	0,554	0,480	0,039	1,61
	poziom istotności	0,0413	0,0087	0,3736				
Luty	wartość	-2,0930	0,0934	0,0073	0,544	0,468	0,029	1,82
	poziom istotności	0,0010	0,0035	0,1828				
Marzec	wartość	-1,6942	0,1156	0,0022	0,517	0,437	0,002	1,79
	poziom istotności	0,0029	0,0149	0,6855				
Kwiecień	wartość	-2,6450	0,0659	0,0140	0,632	0,571	0,117	1,90
	poziom istotności	0,0031	0,0032	0,1023				
Maj	wartość	-2,6095	0,0669	0,0135	0,645	0,586	0,130	1,96
	poziom istotności	0,0010	0,0026	0,0619				
Czerwiec	wartość	-2,0290	0,1039	0,0061	0,530	0,452	0,015	1,81
	poziom istotności	0,0093	0,0059	0,3972				
Lipiec	wartość	-2,0924	0,0994	0,0069	0,541	0,464	0,026	1,81
	poziom istotności	0,0017	0,0056	0,2213				
Sierpień	wartość	-2,3581	0,0855	0,0102	0,576	0,506	0,062	1,86
	poziom istotności	0,0004	0,0014	0,0627				
Wrzesień	wartość	-2,5472	0,0899	0,0120	0,571	0,500	0,057	1,78
	poziom istotności	0,0058	0,0010	0,1541				
Październik	wartość	-3,2043	0,0700	0,0195	0,702	0,652	0,187	1,71
	poziom istotności	0,0014	0,0006	0,0367				
Listopad	wartość	-3,0047	0,0932	0,0166	0,640	0,580	0,126	1,81
	poziom istotności	0,0074	0,0002	0,1096				
Grudzień	wartość	-1,7247	0,1204	0,0023	0,518	0,437	0,003	1,83
	poziom istotności	0,0170	0,0149	0,7544				

Uwagi: 1. W teście Durbina-Watsona wartości krytyczne na poziomie istotności 0,05 dla $n = 15$ wynoszą odpowiednio: $d_l = 0,946$ oraz $d_u = 1,543$; 2. Błąd standardowy HAC, szerokość okna 1 (jądro Bartletta)

Źródło: obliczenia własne w programie GRETL [Kufel 2004].



Rys. 5. Współczynniki korelacji barometrów nastrojów gospodarczych w poszczególnych miesiącach roku t (ESI $_t$) z tempem wzrostu PKB w roku $t - 1$ oraz logitem udziału płacących dywidendy w roku t w latach 1996-2010.

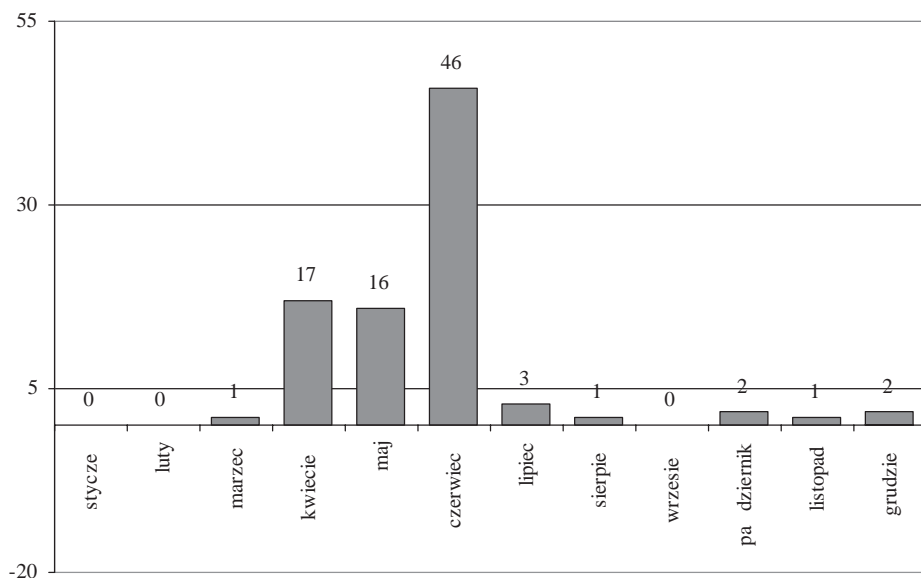
Źródło: obliczenia własne.

To formalne spostrzeżenie zdaje się mieć dość jednoznaczne uzasadnienie w drugim spostrzeżeniu – natury merytorycznej. Otóż na to, jak przedsiębiorcy oceniają bieżącą sytuację gospodarczą, mogą mieć wpływ również wyniki gospodarcze osiągnięte w ostatnim roku – działanie czynników makroekonomicznych wcale się nie kończy wraz z zakończeniem roku kalendarzowego. Z kolei najlepsza jakość modeli ze zmienną objaśniającą opisującą nastroje gospodarcze w końcu maja oraz w końcu października może wynikać z faktu, że zgodnie z polskimi przepisami walne zgromadzenia akcjonariuszy powinny się odbyć w ciągu 6 miesięcy od zakończenia roku obrotowego¹¹. I w rzeczywistości najczęściej odbywa się ich w czerwcu, kiedy dysponujemy barometrami nastrojów gospodarczych w końcu maja.

Oszacowane modele i poczynione spostrzeżenia pozwalają na stwierdzenie, że na decyzje o wypłacie dywidend w roku bieżącym wpływ ma nie tylko sytuacja ekonomiczna kraju w roku poprzednim, ale również nastroje, jakie panują w gospodarce w czasie walnego zgromadzenia akcjonariuszy przyjmującego uchwałę o podziale zysku.

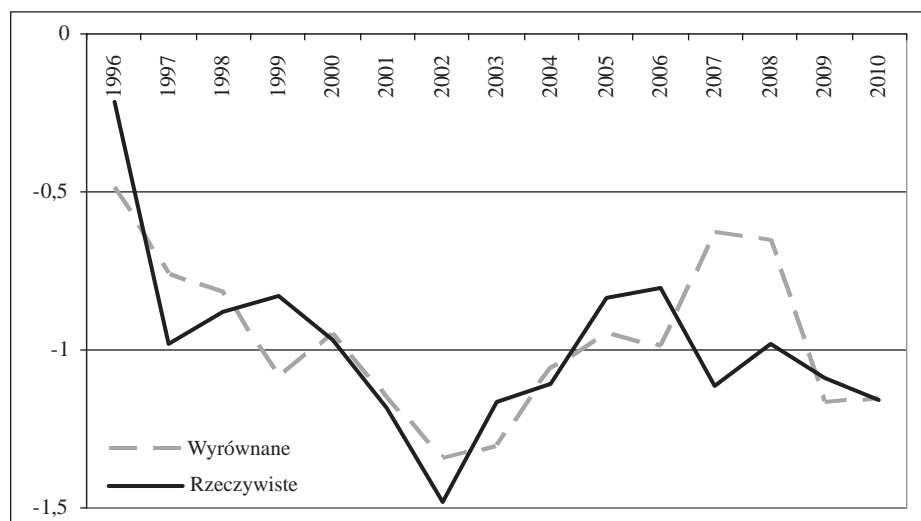
Model opisujący zależność między logitem udziałów płacących dywidendy w roku t a tempem wzrostu PKB w roku $t - 1$ oraz indeksem nastrojów gospodar-

¹¹ Najczęściej jest to rok kalendarzowy ale są również spółki, dla których rok obrotowy kończy się w innych miesiącach (najczęściej w czerwcu).



Rys. 6. Rozkład walnych zgromadzeń akcjonariuszy w spółkach, które w 2010 r. podjęły decyzje o wypłatach dywidend według miesiący

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych Rocznika Giełdowego 2010, www.gpw.pl.



Rys. 7. Porównanie wartości empirycznych z wartościami teoretycznymi otrzymanymi z modelu logitu udziałów wypłat dywidend w roku t względem tempa zmian PKB w roku $t - 1$ i wartości barometru nastrojów gospodarczych w końcu maja roku t w latach 1996-2010

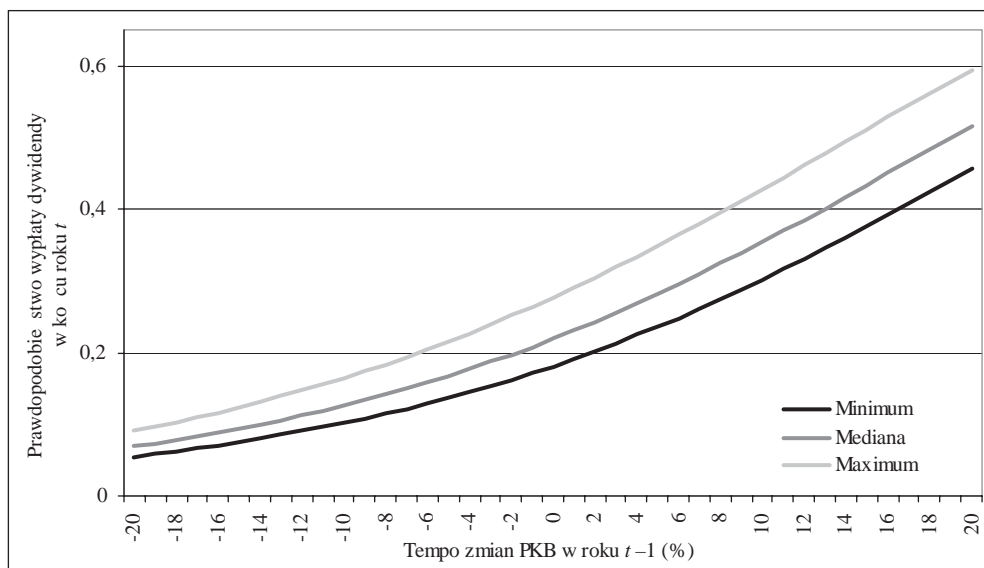
Źródło: obliczenia własne za pomocą programu GRETL.

czych w końcu maja roku t stał się podstawą do symulacji prawdopodobieństw wypłat dywidend¹². Przy czym analizowano wpływ zmian jednej zmiennej przy założeniu, że druga zmienna objaśniająca przyjmie wartości równe minimum, medianie lub maksimum z analizowanego okresu.

Tabela 5. Statystyki podstawowe zmiennych objaśniających w latach 1995-2010

	Średnia	Mediana	Minimum	Maksimum	Dolny kwartyl	Górny kwartyl
$Z_{1,t-1}$ (w latach 1995-2009)	4,57	5,00	1,20	7,00	3,60	6,20
ESI_{5t} (w latach 1996-2010)	98,78	98,90	81,30	121,90	88,20	106,90

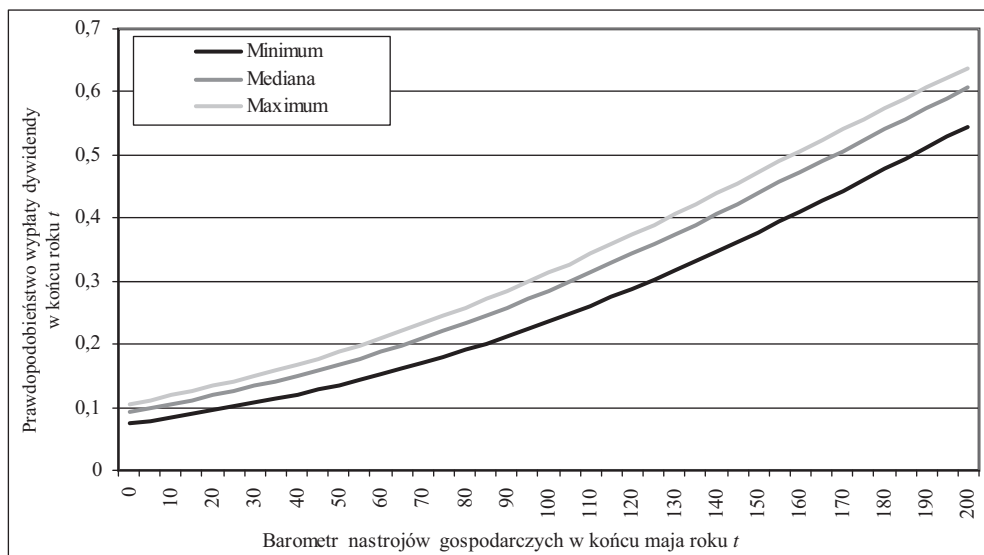
Źródło: obliczenia własne.



Rys. 8. Rozkład prawdopodobieństw wypłat dywidend w roku t w zależności od tempa wzrostu PKB w roku $t - 1$ przy założeniu, że barometr nastrojów gospodarczych w końcu maja roku t przyjmie wartości na poziomie odpowiednio minimum, mediany i maksimum z lat 1996-2010

Źródło: obliczenia własne.

¹² Przyjęcie tego modelu, a nie charakteryzującego się nieco lepszymi właściwościami modelu z barometrem nastrojów gospodarczych w końcu października (ESI_{10t}), wynika z faktu, że na podstawie modelu ze zmienną ESI_{5t} już w końcu maja roku t możemy prognozować, jaki będzie udział spółek płacących dywidendy w końcu roku t .



Rys. 9. Rozkład prawdopodobieństw wypłat dywidend w roku t w zależności od wartości barometru nastrojów gospodarczych w końcu maja roku t oraz przy założeniu, że tempo wzrostu PKB w roku $t - 1$ przyjmie wartości odpowiednio na poziomie minimum, mediany i maksimum z lat 1995-2009

Źródło: obliczenia własne.

6. Podsumowanie

Przeprowadzone badanie pokazało, iż w latach 1996-2010 na decyzje o wypłatach dywidend spółek notowanych na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie wpływ miała nie tylko sytuacja ekonomiczna kraju w roku poprzednim, ale również nastroje, jakie panowały w gospodarce w czasie walnych zgromadzeń akcjonariuszy przyjmujących uchwały o podziale zysku. Im te nastroje były lepsze, tym większe było prawdopodobieństwo podjęcia decyzji o wypłacie dywidendy. Z kolei gorsze nastroje gospodarcze w okresie walnego zgromadzenia akcjonariuszy oznaczały mniejsze prawdopodobieństwo decyzji o wypłacie dywidendy. Przykładem takiej sytuacji może być recesja z lat 2008-2009. Mimo stosunkowo wysokiego tempa wzrostu PKB w 2008 r. (5,1%), w 2009 r. spółki niechętnie podejmowały decyzje o wypłacie dywidend, jako że w tym czasie nastroje w gospodarce były bardzo złe.

Opisany w pracy mechanizm podejmowania decyzji o wypłacie dywidend i oszacowany model logitowy może być dobrym narzędziem krótkookresowego prognozowania prawdopodobieństw wypłat dywidend. I tak, zważywszy, że w 2010 r. tempo wzrostu PKB wyniosło 3,8%, natomiast wartość barometru nastrojów gospodarczych w końcu maja 2011 r. wyniosła 98,5 punktu, zgodnie z tym modelem w 2011 r. dywidendę powinno wypłacić 26,5% spółek krajowych notowanych na Giełdzie Papierów Wartościowych.

Literatura

- Adamowicz E., *Dorobek naukowy Instytutu Rozwoju Gospodarczego SGH w latach 1993-2007*, Prace i Materiały Instytutu Rozwoju Gospodarczego SGH nr 81, SGH, Warszawa 2008.
- Black F., *The dividend puzzle*, "Journal of Portfolio Management", Winter 1976, s. 634-639.
- Baker M., Wurgler J., *A catering theory of dividends*, "The Journal of Finance", vol. LIX, no. 3, June 2004a, s. 1125-1165.
- Baker M., Wurgler J., *Appearing and disappearing dividends: The link to catering incentives*, "Journal of Financial Economics" 2004b, vol. 73, Issue 2, s. 271-288.
- Barczyk R., Kowalczyk Z., *Metody badania koniunktury gospodarczej*, PWN, Warszawa-Poznań 1993.
- Bartram S.M., Brown P., How J.C.Y., Verhoeven P., *Agency Conflicts and Corporate Payout Policies: A Global Study*, University of Auckland, November 2007.
- Bieć A., *Badania koniunktury z perspektywy 20 lat*, Prace i Materiały IRG SGH nr 80, SGH, Warszawa 2008.
- Brav A., Graham J., Harvey C., Michaely R., *Payout Policy in the 21st Century*, "Journal of Financial Economics" 2005, vol. 77, Issue 3, s. 483-527.
- Charemza W.W., Deadman D., *Nowa ekonometria*, PWE, Warszawa 1997.
- Damodaran A., *Finanse korporacyjne. Teoria i praktyka*, Wydawnictwo Helion, Gliwice 2007.
- DeAngelo H., DeAngelo L., Stulz R., *Dividend policy and the earned/contributed capital mix: a test of the life – cycle theory*, "Journal of Financial Economics" 2006, vol. 81, Issue 2, s. 227-254.
- Denis D.J., Osobov I., *Why do firms pay dividends? International evidence on the determinants of dividend policy*, "Journal of Financial Economics", vol. 89, Issue 1, July 2008, s. 62-82.
- Fama E.F., French K.F., *Disappearing dividends: changing firm characteristics or lower propensity to pay?* "Journal of Financial Economics" 2001, vol. 60, Issue 1, s. 3-43.
- Hellwig Z., *Przechodniość relacji skorelowania zmiennych losowych i płynące stąd wnioski ekonometryczne*, „Przegląd Statystyczny” 1976, R. XXIII – z. 1, s. 3-20.
- Hellwig Z., *Efekt katalizy w modelu ekonometrycznym, jego wykrywanie i usuwanie*, „Przegląd Statystyczny” 1977, R. XXIV – z. 2, s. 179-191.
- Jacob M., Jacob M., *Taxation, Dividends and Share Repurchases: Taking Evidence Global*, January 6, 2010, Available at SSRN: <http://ssrn.com/abstract=1532674>.
- Jajuga K., *Modele z dyskretną zmienną objaśnianą*, [w:] *Estymacja modeli ekonometrycznych*, red. S. Bartosiewicz, PWE, Warszawa 1990.
- Kowerski M., *Mikro- i makroekonomiczne czynniki kształtowania decyzji o wypłatach dywidend przez spółki notowane na Gieldzie Papierów Wartościowych w Warszawie*, Prace Naukowe Akademii Ekonomicznej we Wrocławiu nr 1136, AE, Wrocław 2006, s. 216-227.
- Kowerski M., *Wpływ dotychczasowych strategii dywidendowych na bieżące decyzje o wypłatach dywidend przez spółki giełdowe*, Prace Naukowe Akademii Ekonomicznej we Wrocławiu nr 1175, AE, Wrocław 2007, s. 156-164.
- Kowerski M., *Wpływ czynników makroekonomicznych na decyzje dywidendowe spółek notowanych na Gieldzie Papierów Wartościowych w Warszawie*, Prace Naukowe Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu nr 56, UE, Wrocław 2009a, s. 254-267.
- Kowerski M., *Metodyka badania nastrojów gospodarczych w województwie lubelskim na tle badań Komisji Europejskiej*, „Barometr Regionalny. Analizy i Prognozy” 2009b, nr 3(17), s. 14-28.
- Kufel T., *Ekonometria. Rozwiązywanie problemów z wykorzystaniem programu GRETL*, PWN, Warszawa 2004.
- La Porta R.F., Lopez-de-Silanes, A. Shleifer, R. Vishny, *Agency problems and dividend policy around the world*, "Journal of Finance" 2000, vol. LV, s. 1-33.
- Lintner J., *Distribution of Incomes of Corporation Among Dividends, Retained Earnings and Taxes*, "American Economic Review" 1956, no. 46(2), s. 97-113.

- Maddala G.S., *Ekonometria*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa 2006.
- Miller M., Modigliani F., *Dividend policy, growth and valuation of shares*, "The Journal of Business" 1961, no. 34, s. 411-433.
- Renneboog L., Szilagyi P.G., *How relevant is dividend policy under low shareholder protection*, Working Paper, Tilburg University, February 2007.
- Salas J.M., Chahyadi C.S., *Is there a Lower Propensity to Pay Dividends? A Decomposition of Dividend Payers*, Division of Finance, Michael F. Price College of Business, University of Oklahoma, February 2006.
- The Joint Harmonised EU Programme of Business and Consumer Surveys User Guide*, 4 July 2007: Commission Directorate General Economic and Financial Affairs, Brussels, http://europa.eu.int/comm/dgs/economy_finance/index_en.htm.
- von Eije H., Megginson W.L., *Dividends and share repurchases in the European Union*, "Journal of Financial Economics" 2008, vol. 89, Issue 2, s. 347-374.
- Yamarone R., *Wskaźniki ekonomiczne. Przewodnik inwestora*, Helion, Gliwice 2006, s. 190.
- Zhuang Ch., Fu Y., *Dividends, taxes, signaling: Evidence from the 2003 dividend tax cut*, Working Paper, University of Georgia, Athens, 2008, electronic copy: <http://ssrn.com>.

INFLUENCE OF ENTREPRENEURS AND CONSUMERS' ECONOMIC MOODS ON DIVIDENDS DECISIONS OF CAPITAL COMPANIES

Summary: In the previous research on determinants of dividend decisions in limited liability companies, much higher significance was given to micro-economic factors describing the economic and financial situation of companies and much smaller to macroeconomic factors. However, there is no analysis of the impact of economic sentiment on the dividend policy of companies. Moreover companies do not operate in 'a vacuum'. The economic situation in a certain country and even the world economic situation and its perception by entrepreneurs has a significant impact on their activities and decisions. To verify the hypothesis about the impact of economic sentiment on dividend decisions of companies listed on the Warsaw Stock Exchange in the years 1996-2009, logistic models were applied. In them, the dependent variable had the value of logit of fraction of paying dividends firms in the total number of quoted firms in a current year. As explanatory variables were the rate of growth of GDP in the year $t - 1$ and economic sentiment in the current year (measured using, computed by the European Commission at monthly intervals, Economic Sentiment Index). Estimated models allowed to draw conclusions that, apart from the economic and financial situation in the year $t - 1$, dividend decisions made in year t are also affected by economic sentiment found in Polish economy at the end of May in year t . It is all more understandable that, according to the Polish Code of Commercial Companies, the company should decide on the distribution of profit within 6 months after the end of economic year. Therefore, when making decisions, the boards of companies and shareholders take into account not only economic situation in the previous year, but also the current economic sentiment. This may be an additional explanation for the restrictions of dividends during the last recession.